

確率・統計基礎: 期待値、分散、モーメント

森 立平

確率空間と確率変数

確率空間 (Ω, P)

- ▶ Ω : (非可算でもよい) 集合 (標本空間)
- ▶ $P: 2^\Omega \rightarrow [0, 1]$ (確率測度)

確率の公理

1. $P(\Omega) = 1$.
2. $\forall (A_n \subseteq \Omega)_{n=1, \dots},$
 $\forall i \neq j, A_i \cap A_j = \emptyset \implies P\left(\bigcup_{n=1}^{\infty} A_n\right) = \sum_{n=1}^{\infty} P(A_n)$
(完全加法性, σ -加法性).

確率変数 (確率空間 (Ω, P) に付随する)

$X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$.

$$\Pr(X \in A) := P(X^{-1}(A)) \quad \forall A \subseteq \mathbb{R}$$

確率変数から定まる確率空間

Example

▶ $\Omega = \{H, T\}^2 = \{HH, HT, TH, TT\}.$

▶ $P(\{HH\}) = P(\{HT\}) = P(\{TH\}) = P(\{TT\}) = 1/4.$

▶ $X(HH) = 2, X(HT) = X(TH) = 1, X(TT) = 0.$

このとき、

$$\Pr(X = 0) = P(\{TT\}) = 1/4$$

$$\Pr(X = 1) = P(\{HT, TH\}) = 1/2$$

$$\Pr(X = 2) = P(\{HH\}) = 1/4$$

である

そもそも最初から確率空間

▶ $\Omega = \{0, 1, 2\}.$

▶ $P(\{0\}) = 1/4, P(\{1\}) = 1/2, P(\{2\}) = 1/4$

を考えればよいのでは？

複数の確率変数

Example

- ▶ $\Omega = \{H, T\}^2 = \{HH, HT, TH, TT\}$.
- ▶ $P(\{HH\}) = P(\{HT\}) = P(\{TH\}) = P(\{TT\}) = 1/4$.
- ▶ $X(HH) = 2, X(HT) = X(TH) = 1, X(TT) = 0$.
- ▶ $Y(HH) = Y(HT) = 1, Y(TH) = Y(TT) = 0$.

このとき、

$$\Pr(X = 0, Y = 0) = P(X^{-1}(0) \cap Y^{-1}(0)) = P(\{TT\}) = 1/4$$

$$\Pr(X = 0, Y = 1) = P(X^{-1}(0) \cap Y^{-1}(1)) = P(\emptyset) = 0$$

$$\Pr(X = 1, Y = 0) = P(X^{-1}(1) \cap Y^{-1}(0)) = P(\{TH\}) = 1/4$$

$$\Pr(X = 1, Y = 1) = P(X^{-1}(1) \cap Y^{-1}(1)) = P(\{HT\}) = 1/4$$

$$\Pr(X = 2, Y = 0) = P(X^{-1}(2) \cap Y^{-1}(0)) = P(\emptyset) = 0$$

$$\Pr(X = 2, Y = 1) = P(X^{-1}(2) \cap Y^{-1}(1)) = P(\{HH\}) = 1/4$$

である。複数の確率変数を考えるときには確率空間は必要。

連続確率空間

$\Omega = \mathbb{R}$ の場合の確率空間 (\mathbb{R}, P) について考える。

ある積分できる関数 $p: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ が存在して

$$P([a, b]) = \int_a^b p(x) dx$$

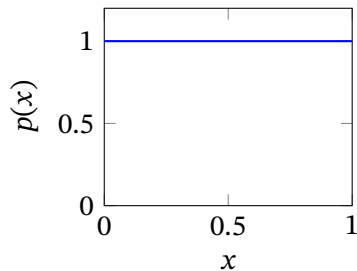
であるとき、 p を **確率密度関数** という。

確率密度関数は常に存在するとは限らないが累積分布関数 $F_X(a) = \Pr(X \leq a)$ は常に存在する。

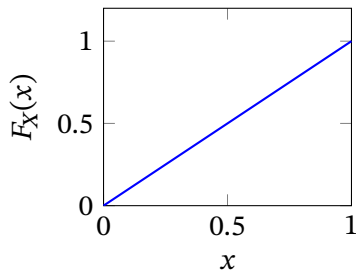
一樣分布

$$\Omega = [0, 1]$$

$$p(x) = 1,$$



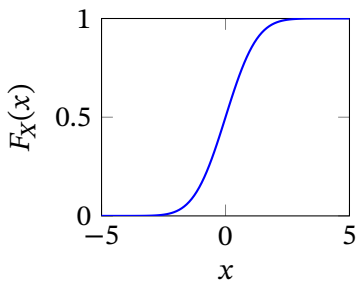
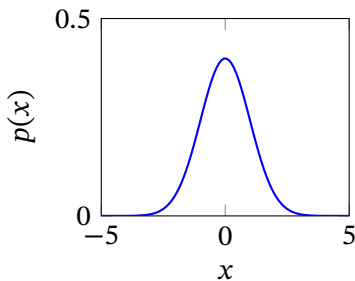
$$\Pr(X \leq x) = x$$



標準正規分布 (標準ガウス分布)

$$\Omega = \mathbb{R}$$

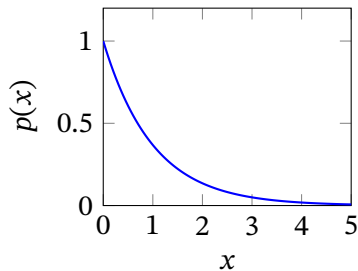
$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}, \quad \Pr(X \leq x) = \Phi(x) := \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{t^2}{2}} dt$$



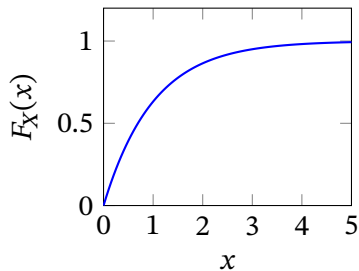
指数分布

$$\Omega = [0, \infty)$$

$$p(x) = \lambda e^{-\lambda x},$$



$$\Pr(X \leq x) = 1 - e^{-\lambda x}$$

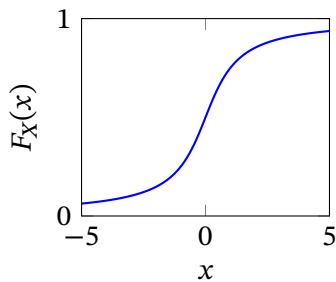
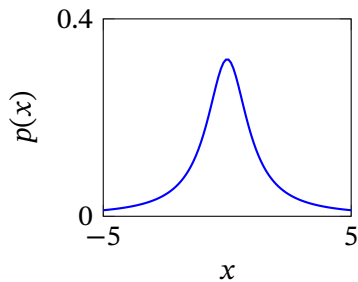


標準コーシー分布

$$\Omega = \mathbb{R}$$

$$p(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)},$$

$$\Pr(X \leq x) = \frac{1}{\pi} \arctan(x) + \frac{1}{2}$$



期待値 (平均)

非負離散確率変数 X について **期待値** を以下で定義する。

$$\mathbb{E}[X] := \sum_k \Pr(X = k)k$$

離散確率変数 X について $\mathbb{E}[|X|] = \sum_k \Pr(X = k)|k|$ が**存在する**
とき、

$$\mathbb{E}[X] := \sum_k \Pr(X = k)k$$

連続確率変数 X について

$$\mathbb{E}[X] := \int p(x)x \, dx$$

(上記の積分が広義リーマン積分のときは条件に $\int p(x)|x| \, dx < \infty$ が必要)

期待値の線形性

絶対収束するので和の順番は自由に変えてよい

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[f(X)] &= \sum_k \Pr(f(X) = k)k \\ &= \sum_k \Pr(X \in f^{-1}(k))k \\ &= \sum_k \sum_{t \in f^{-1}(k)} \Pr(X = t)k \\ &= \sum_t \Pr(X = t)f(t)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[aX + bY] &= \sum_k \Pr(aX + bY = k)k \\ &= \sum_{x,y} \Pr(X = x, Y = y)(ax + by) \\ &= \sum_{x,y} \Pr(X = x, Y = y)ax + \sum_{x,y} \Pr(X = x, Y = y)by \\ &= \sum_x \Pr(X = x)ax + \sum_y \Pr(Y = y)by \\ &= a \sum_x \Pr(X = x)x + b \sum_y \Pr(Y = y)y = a\mathbb{E}[X] + b\mathbb{E}[Y]\end{aligned}$$

積の期待値

独立な確率変数 X と Y について

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[XY] &= \sum_k \Pr(XY = k) k \\&= \sum_{x,y} \Pr(X = x, Y = y) xy \\&= \sum_{x,y} \Pr(X = x) \Pr(Y = y) xy \\&= \left(\sum_x \Pr(X = x) \right) \left(\sum_y \Pr(Y = y) y \right) \\&= \mathbb{E}[X] \mathbb{E}[Y]\end{aligned}$$

期待値の例

Example (ベルヌーイ分布)

$$\Pr(X = 0) = 1 - p$$

$$\Pr(X = 1) = p$$

のとき、

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \Pr(X = 0) \cdot 0 + \Pr(X = 1) \cdot 1 \\ &= p\end{aligned}$$

期待値の例

Example (二項分布)

$$\Pr(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

のとき、

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \sum_k \Pr(X = k)k \\ &= \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} k\end{aligned}$$

一方で t 回目のコイン投げで表が出たら 1、裏が出たら 0 という確率変数を X_t とおくと、 $X = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$ なので

$$\mathbb{E}[X] = \mathbb{E}[X_1 + \cdots + X_n] = \mathbb{E}[X_1] + \cdots + \mathbb{E}[X_n] = np.$$

期待値の例

Example (標準正規分布)

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}}$$

のとき、

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x)x \, dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} x \, dx \\ &= \left[-\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \right]_{-\infty}^{\infty} = 0\end{aligned}$$

期待値の例

Example (正規分布)

$$p(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\textcolor{red}{m})^2}{2}}$$

のとき、

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x)x \, dx \\&= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\textcolor{red}{m})^2}{2}} x \, dx \\&= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} (x + \textcolor{red}{m}) \, dx \\&= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \textcolor{red}{m} \, dx = \textcolor{red}{m}\end{aligned}$$

期待値の例

Example (コーシー分布)

$$p(x) = \frac{1}{\pi(1+x^2)}$$

のとき、

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x)x \, dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\pi(1+x^2)} x \, dx \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\frac{1}{x+i} + \frac{1}{x-i} \right) dx\end{aligned}$$

マルコフの不等式

Theorem (マルコフの不等式)

任意の**非負**の確率変数 X と $a > 0$ について

$$\Pr(X \geq a) \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{a}$$

Proof.

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[X] &= \sum_k \Pr(X = k)k \\&= \sum_{k \geq a} \Pr(X = k)k + \sum_{k < a} \Pr(X = k)k \\&\geq \sum_{k \geq a} \Pr(X = k)a \quad (k \geq 0) \\&\geq \sum_{k \geq a} \Pr(X = k)a \\&= a \Pr(X \geq a).\end{aligned}$$



分散

$$\begin{aligned}\mathbb{V}[X] &:= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] \\&= \mathbb{E}[X^2 - 2X\mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[X]^2] \\&= \mathbb{E}[X^2] - 2\mathbb{E}[X]\mathbb{E}[X] + \mathbb{E}[X]^2 \\&= \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2\end{aligned}$$

分散は非負で期待値からの広がりを表す量。

$$\mathbb{V}[X] = 0 \iff \Pr(X = \mathbb{E}[X]) = 1.$$

分散の性質

$$\mathbb{V}[X] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]$$

$$\begin{aligned}\mathbb{V}[aX] &= \mathbb{E}[(aX - \mathbb{E}[aX])^2] \\ &= \mathbb{E}[(aX - a\mathbb{E}[X])^2] \\ &= \mathbb{E}[a^2(X - \mathbb{E}[X])^2] \\ &= a^2\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] \\ &= a^2\mathbb{V}[X]\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\mathbb{V}[X + Y] &= \mathbb{E}[(X + Y - \mathbb{E}[X + Y])^2] \\ &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X] + Y - \mathbb{E}[Y])^2] \\ &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2 + (Y - \mathbb{E}[Y])^2 + 2(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] \\ &= \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2] + \mathbb{E}[(Y - \mathbb{E}[Y])^2] + 2\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] \\ &= \mathbb{V}[X] + \mathbb{V}[Y] + 2\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])]\end{aligned}$$

共分散

$$\text{Cov}[X, Y] := \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])]$$

▶ $X - \mathbb{E}[X]$ と $Y - \mathbb{E}[Y]$ の符号が一緒 $\Rightarrow \text{Cov}[X, Y] \geq 0$ 。

▶ $X - \mathbb{E}[X]$ と $Y - \mathbb{E}[Y]$ の符号が逆 $\Rightarrow \text{Cov}[X, Y] \leq 0$ 。

直感的な意味

▶ X が大きいとき Y が大きい $\Rightarrow \text{Cov}[X, Y] \geq 0$ 。

▶ X が大きいとき Y が小さい $\Rightarrow \text{Cov}[X, Y] \leq 0$ 。

無相関と独立

$$\text{Cov}[X, Y] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])]$$

確率変数 X と Y が無相関 $\stackrel{\text{def}}{\iff} \text{Cov}[X, Y] = 0$

確率変数 X と Y が独立 $\implies \text{Cov}[X, Y] = \mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])(Y - \mathbb{E}[Y])] = \mathbb{E}[X - \mathbb{E}[X]] \mathbb{E}[Y - \mathbb{E}[Y]] = 0 \iff$
確率変数 X と Y が無相関

無相関だけど独立でない例

$$\Pr(X = 1, Y = 0) = \frac{1}{2}$$

$$\Pr(X = -1, Y = 1) = \frac{1}{4}$$

$$\Pr(X = -1, Y = -1) = \frac{1}{4}$$

チェビシェフの不等式

Lemma (チェビシェフの不等式)

確率変数 X が分散を持つと仮定する。任意の $a > 0$ について

$$\Pr(|X - \mathbb{E}[X]| \geq a) \leq \frac{\mathbb{V}[X]}{a^2}$$

Proof.

$$\begin{aligned}\Pr(|X - \mathbb{E}[X]| \geq a) &= \Pr((X - \mathbb{E}[X])^2 \geq a^2) \\ &\leq \frac{\mathbb{E}[(X - \mathbb{E}[X])^2]}{a^2} \quad (\text{マルコフの不等式})\end{aligned}$$



モーメント母関数

確率変数 X の n 次モーメント: $\mathbb{E}[X^n]$.

確率変数 X のモーメント母関数 (積率母関数): $M_X(t) := \mathbb{E}[e^{tX}]$.
モーメント母関数が $t \in (-\epsilon, \epsilon)$ で存在するとき、この範囲で

$$\begin{aligned} M_X(t) &= \mathbb{E}[e^{tX}] \\ &= \mathbb{E}\left[\sum_{n \geq 0} \frac{(tX)^n}{n!}\right] \\ &= \sum_{n \geq 0} \mathbb{E}\left[\frac{(tX)^n}{n!}\right] \quad (\text{極限と積分の交換}) \\ &= \sum_{n \geq 0} \frac{\mathbb{E}[X^n]}{n!} t^n \\ &= 1 + \mathbb{E}[X] t + \frac{\mathbb{E}[X^2]}{2} t^2 + \dots \\ \frac{d^n M_X(t)}{dt^n} \Big|_{t=0} &= \mathbb{E}[X^n] \quad n \geq 0 \end{aligned}$$

モーメント母関数の例

Example (二項分布)

$$\Pr(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

のとき、

$$\begin{aligned} M_X(t) &= \mathbb{E}[e^{tX}] \\ &= \sum_k \Pr(X = k) e^{tk} \\ &= \sum_k \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k} e^{tk} \\ &= (pe^t + (1 - p))^n \end{aligned}$$

$$\left. \frac{dM_X(t)}{dt} \right|_{t=0} = n(pe^t + (1 - p))^{n-1} pe^t \Big|_{t=0} = np$$

独立確率変数の和のモーメント母関数

独立確率変数 X と Y について

$$\begin{aligned}M_{X+Y}(t) &= \mathbb{E}[e^{t(X+Y)}] \\&= \mathbb{E}[e^{tX}] \mathbb{E}[e^{tY}] \\&= M_X(t)M_Y(t)\end{aligned}$$

ベルヌーイ分布のモーメント母関数は

$$\begin{aligned}M_X(t) &= \mathbb{E}[e^{tX}] \\&= pe^t + (1-p)\end{aligned}$$

二項分布に従う確率変数はベルヌーイ分布に従う n 個の独立確率変数の和なので、そのモーメント母関数は

$$(pe^t + (1-p))^n$$

キュムラント母関数

キュムラント母関数 $K_X(t)$ は以下で定義される。

$$K_X(t) := \log(M_X(t)) = \log \mathbb{E}[e^{tX}]$$

$$\left. \frac{dK_X(t)}{dt} \right|_{t=0} = \mathbb{E}[X], \quad \left. \frac{d^2 K_X(t)}{dt^2} \right|_{t=0} = \mathbb{E}[X^2] - \mathbb{E}[X]^2 = \mathbb{V}[X]$$

独立確率変数 X と Y について

$$K_{X+Y}(t) = K_X(t) + K_Y(t).$$

課題

- ▶ 標準正規分布のモーメント母関数、期待値、分散をもとめよ。
- ▶ $\lambda > 0$ について、非負整数上の分布であるポアソン分布 $\Pr(X = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ のモーメント母関数、期待値、分散をもとめよ。
- ▶ $\lambda > 0$ について、非負実数上の分布である指数分布 $p(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ のモーメント母関数、期待値、分散をもとめよ。モーメント母関数が存在する t の範囲も示すこと。